

Rešitve kolokvija iz verjetnosti in statistike z dne 27. 1. 2010

IŠRM

1. Ker je Y diskretna slučajna spremenljivka, ki zavzema vrednosti iz \mathbb{N} , lahko uporabimo izrek o popolni verjetnosti:

$$\begin{aligned} P\left(\frac{X}{Y} > 1\right) &= \sum_{k=1}^{\infty} P(Y = k) P\left(\frac{X}{Y} > 1 \mid Y = k\right) = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} P(Y = k) P\left(\frac{X}{k} > 1\right) = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} P(Y = k) P(X > k) = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\frac{1}{2} - \Phi(k)}{2^k} \end{aligned}$$

Zadostuje sešteti prva dva člena, rezultat je 0'085.

2. Uporabimo lahko centralni limitni izrek v šibkejši ali močnejši različici.

- V močnejši različici ga lahko uporabimo z argumentom, da je S vsota slučajnih spremenljivk $X_1, \dots, X_{100}, 2X_{101}, \dots, 2X_{200}$, ki jih je veliko, so neodvisne in nobena ne izstopa posebej.
- V šibkejši različici pa ga lahko uporabimo:
 - bodisi z argumentom, da je S vsota slučajnih spremenljivk $X_1 + 2X_{101}, \dots, X_{100} + 2X_{200}$, ki jih je veliko, so neodvisne in enako porazdeljene;
 - bodisi z argumentom, da je S vsota slučajnih spremenljivk $X_1 + \dots + X_{100}$ in $2X_{101} + \dots + 2X_{200}$, ki sta obe vsoti veliko neodvisnih in enako porazdeljenih slučajnih spremenljivk ter zato približno normalni.

Iz:

$$\begin{aligned} E(X_i) &= \int_0^{\infty} x e^{-x} dx = 1, \\ E(X_i^2) &= \int_0^{\infty} x^2 e^{-x} dx = 2, \quad D(X_i) = 1 \end{aligned}$$

izračunamo:

$$E(S) = (100 + 100 \cdot 2) \cdot 1 = 300, \quad D(S) = (100 + 100 \cdot 2^2) \cdot 1 = 500.$$

Sledi:

$$P(S > 300) \approx \frac{1}{2} - \Phi\left(\frac{330 - 300}{\sqrt{500}}\right) \doteq 0'0899.$$

3. Iz funkcije verjetja:

$$L = 4 \ln a + 5 \ln b + \ln(1 - 2a - b)$$

in njenih parcialnih odvodov:

$$\frac{\partial L}{\partial a} = \frac{4}{a} - \frac{2}{1 - 2a - b}, \quad \frac{\partial L}{\partial b} = \frac{5}{b} - \frac{1}{1 - 2a - b}$$

dobimo oceno $\hat{a} = 0.2$, $\hat{b} = 0.5$. Ocenjena porazdelitev je torej:

$$\begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 & 4 \\ 0.2 & 0.2 & 0.5 & 0.1 \end{pmatrix}.$$

4. Označimo z z kvantil standardne normalne porazdelitve za verjetnost 0.975, z $n = 100$ velikost vzorca, s \hat{p} pa standardno točkasto oceno za p , t. j. $\hat{p} = 0.6$.

a) Po standardni približni metodi iz:

$$\Delta = \frac{z\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{\sqrt{n}} \doteq \frac{1.96 \cdot \sqrt{0.6 \cdot 0.4}}{\sqrt{100}} \doteq 0.0961$$

(zaokroženo navzgor) dobimo interval zaupanja $0.5039 < \Delta < 0.6961$.

b) Hipoteze ne zavrnamo, če velja:

$$\frac{|\hat{p} - p_0|}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \sqrt{n} < z.$$

Za rešitev te neenačbe najprej opazimo, da gre izraz na levi proti neskončno, brž ko gre p_0 proti 0 ali 1. Nato rešimo ustrezno enačbo, ki je ekvivalentna enačbi:

$$\frac{n(\hat{p} - p_0)^2}{p_0(1-p_0)} = z^2$$

oziroma (za $0 < p_0 < 1$):

$$(n + z^2)p_0^2 - (2n\hat{p} + z^2)p_0 + np_0^2 = 0$$

Rešitvi sta:

$$p_0 = \frac{2n\hat{p} + z^2 \pm \sqrt{4n\hat{p}(1-\hat{p})z^2 + z^4}}{2(n + z^2)}$$

Hipoteze torej ne zavrnamo pri tistih p_0 , ki ležijo med obema rešitvama. Zahtevana vrednost bo torej zgornja rešitev:

$$p_0 = \frac{2n\hat{p} + z^2 + \sqrt{4n\hat{p}(1-\hat{p})z^2 + z^4}}{2(n + z^2)} \doteq 0.6906.$$